

XXIX REUNIÓN DE ESTUDIOS REGIONALES

EL EFECTO DE LA DESIGUALDAD Y LA POBREZA SOBRE EL DESARROLLO HUMANO DE AMERICA LATINA: UN ANÁLISIS BASADO EN EL INFORME SOBRE EL DESARROLLO HUMANO DE LAS NACIONES UNIDAS.

José Luis Albánchez Blanco

jlalbanchez@uma.es

Ana María Montiel Torres

ammontiel@uma.es

Departamento de Estadística y Econometría de la UMA

El objetivo de este estudio es analizar el impacto de la desigualdad y la pobreza evaluadas por una amplia batería de índices de diversa naturaleza, sobre el nivel de desarrollo humano (DH) de los países latinoamericanos según los datos del Informe de Desarrollo Humano (IDH) de las Naciones Unidas referido al año 2002. La medición de la pobreza la efectuaremos a partir de la desigualdad, según la participación en la misma de un grupo significativo de población que con dispares criterios puede catalogarse como el más desfavorecido. Para evaluar la participación de este grupo, recurriremos a las técnicas de descomposición aditiva de la desigualdad de los índices de entropía generalizada y a la más moderna del índice de Gini propuesta por DAGUM (1997, 2001).

La medida de la influencia se realizará a partir de análisis de la asociación entre: 1º) los ordinales de la variable DH y los valores adoptados por la desigualdad en los diferentes países (correlación rangos-intervalo), 2º) los ordinales DH y los valores adoptados por la participación en la desigualdad del tercio poblacional de perceptores de ingresos más reducidos -clase baja equiparada a las restantes en tamaño pero no en ingresos-, 3º) los rangos (DH) y los valores adoptados por la participación en la desigualdad del percentil poblacional perceptor del primer tercio del ingreso nacional –clase baja equiparada en cuanto a renta pero no en tamaño-, 4ª) las anteriores en forma de rangos DH – rangos desigualdad o pobreza. La significación de los diversos estadísticos será debidamente contrastada con los correspondientes tests.

El análisis nos permitirá apreciar hasta que punto las políticas económicas desarrolladas en el último decenio han incidido en las distribuciones nacionales de la renta o el gasto para impulsar el nivel de desarrollo humano de la región en el umbral del siglo XXI.

1.Introducción.

El objetivo de este trabajo es evaluar la incidencia sobre el desarrollo humano (DH) de los estados iberoamericanos, de la desigualdad y la pobreza existente en estos países. El análisis se basa en datos cross-section del Informe sobre Desarrollo Humano de la O.N.U. del año 2002, aunque las participaciones en el ingreso o el consumo de los distintos percentiles considerados en el informe han sido extraídos de encuestas realizadas en los países iberoamericanos en distintos años de la década anterior.

Después de una breve etapa de crecimiento económico acaecida entorno a los primeros años de la década de los noventa, América Latina permanece generalmente sumida en el estancamiento o la recesión, y en casi todos los países de este ámbito se ha venido observando recientemente una tendencia a la intensificación de la desigualdad-pobreza debido a que las modificaciones ocasionadas por el crecimiento en la distribución de la renta-riqueza en la era postreformas, empeoran en muchos casos la situación registrada en el período previo de *sustitución de importaciones*, cuando los distintos países recurrieron a políticas proteccionistas para ayudar a que las industrias nacionales compitieran con las importaciones norteamericanas y europeas. En perspectiva, las estrategias de crecimiento de los cincuenta y sesenta no fueron sostenidas (o sostenibles según otra visión), al igual que ocurrió con la más ligera subida del PIB o PNB en los años iniciales de la década de los noventa. Los economistas críticos con las políticas auspiciadas por el FMI subrayan que el crecimiento de los primeros años noventa fue apenas una recuperación que no contrarrestó la década pérdida anterior, en la cual la economía iberoamericana se estancó. La globalización fue el centro de las reformas y el efecto global sobre la desigualdad fue negativo en todos los casos, dado que los beneficios del crecimiento fueron acaparados por el tercio más rico de la población. Los pobres ganaron muy poco y muchos están hoy en día peor –sirva como ejemplo el caso argentino-. El crecimiento acentuó los niveles de desigualdad sin que su efecto fuese

contrarrestado por políticas adecuadas de transferencias a los grupos desfavorecidos, quienes reciben generalmente una proporción considerable de sus ingresos por esta vía.¹

Las políticas aplicadas en América Latina recurrieron preponderantemente al mercado atribuyendo un papel poco relevante al Estado y en general, no admitieron la importancia del ritmo y la secuencia de las reformas tendentes a los objetivos finales de liberalización y/o privatización.

Pero para garantizar el éxito, es preciso que el respaldo a las reformas se extienda paulatinamente por las poblaciones afectadas y para que esto suceda, se ha de procurar que los beneficios sociales emanados de las mismas sean ampliamente distribuidos. En este sentido, la acción de los gobiernos contra la desigualdad es de importancia capital por cuanto pese a que la acción redistributiva del sector público ha estado y esta en el punto de mira de los analistas², parece indudable que la acción del sector público (vía impuestos y sobre todo gasto social) en la reducción de las desigualdades ha sido decisiva³.

En los países en vías de desarrollo, la reducción de la desigualdad debiera abordarse como un proceso indefinido y continuo que permita equilibrar la minoración de los riesgos de estallidos sociales y los necesarios incentivos económicos a sociedades con pretensiones de mejorar sus niveles de bienestar.

Lo más efectivo en aras a conseguir los niveles de cohesión social garantes de la estabilidad es la definición de políticas basadas en el principio de la igualdad de

¹ ISLA, F. (1999), demostró trabajando en el marco de una Matriz de Contabilidad Social para Andalucía, que el funcionamiento del sistema económico no intervenido tiende a no proporcionar suficientes ingresos a los más desfavorecidos.

² Véase HAYEK (1960), FRIEDMAN y FRIEDMAN (1979), o LE GRAND (1982) entre otros muchos.

³ TAYLOR-GOOBY (1991, 139-140) afirma que cuando se considera la doble vertiente de impuestos y transferencias, la acción pública es redistributiva.

oportunidades que tengan como objetivo la mejora de las posibilidades de ascenso de las personas en las circunstancias más desfavorables (grupo de ingreso inferior al umbral de la pobreza), para promover la movilidad social ascendente que en conjunción al crecimiento conlleve la convergencia a los estándares de bienestar de Occidente. La medición de la correlación entre el bienestar en forma de DH y la desigualdad-pobreza nos permitirá constatar esta certezas casi incuestionables en la moderna Economía del Bienestar.

2. Metodología para la estimación de la desigualdad y pobreza en las distribuciones de ingreso o consumo de los diferentes países.

Una primera aproximación a los niveles de desigualdad y bienestar podemos obtenerla mediante una interpolación parabólica de la información interdecílica que consta en el IDH. Este informe refleja la participación en el ingreso o el consumo del 10% y el 20% más pobre y más rico de las familias de los distintos países, a partir de estas participaciones, obtenemos cuatro puntos de la curva de Lorenz de cada país: $L^S_1(P_{10}, Q_{10})$, $L^S_2(P_{20}, Q_{20})$, $L^S_3(P_{80}, Q_{80})$ y $L^S_4(P_{90}, Q_{90})$, siendo S la variable nominal formada por los distintos estados considerados. Este trabajo se apoyará en distribuciones de ingreso o gasto, estas últimas se aportan en el IDH para aquellos países que no cuentan con estadísticas sobre la renta en base a la fuerte correlación entre ambas variables. Sin embargo, es necesario incidir en la diferencia conceptual entre los términos que sólo tienden a coincidir en tramos bajos de renta en los que la propensión marginal al consumo se aproxima a la unidad. Pero si empleamos la distribución del gasto de consumo para estimar la desigualdad en la distribución de la renta, introducimos un sesgo importante en los tramos elevados desvirtuando así el análisis. No obstante, tal sesgo puede reducirse según el grado de dualización de la sociedad considerada, de forma que a mayor nivel, menor tendenciosidad.

Si a los cuatro puntos obtenidos a partir de los datos del IDH, añadimos los puntos comunes a toda curva de Lorenz, $L_0(0, 0)$ y $L_F(1,1)$ ⁴, tendremos seis puntos de interpolación que nos permitirán obtener una ecuación polinómica de quinto grado para cada país, tal función podría ser considerada un modelo completo que reproduce todas las observaciones⁵. En cualquier caso, estas funciones serán el punto de partida para:

1º) Estimar los índices de Gini.

2º) Determinar las participaciones de los integrantes del tercio inferior de perceptores en la desigualdad de la distribución de renta (o consumo), ya que en lugar de estimar índices de pobreza, consideraremos que la medida de esta variable viene dada por la participación de los integrantes del grupo anteriormente mencionado en la desigualdad, independientemente de las situaciones de bienestar subyacentes a los grupos de los diferentes países, que también serán tenidas en cuenta para comprobar si esta variable altera las conclusiones que emanen de la consideración exclusiva o de la desigualdad o pobreza y de la conjunta de ambas.

En este trabajo, la participación puede considerarse un índice complejo de pobreza por que en la partición tercílica que vamos a realizar, va a cuantificar en una cifra o bien todos los aspectos de extensión, profundidad y desigualdad de la renta entre los pobres (primer tercil o sociológicamente clase baja) o como mínimo dos de ellos.

3º) Calcular la participación del grupo perceptor del tercio inferior de la renta (o consumo) generada.

4º) Conjuntamente con el PIB per cápita en paridad de poder adquisitivo, reconstruir las distribuciones de renta (consumo) y extender la batería de índices

⁴ Véase en KAKWANI y PODDER (1973) las propiedades específicas de la curva de Lorenz o el Teorema 1 enunciado por CASAS y NÚÑEZ (1987).

⁵ Sobre el ajuste econométrico de formas funcionales continuas a curvas de Lorenz empíricas véase ORTEGA et al. (1991), KAKWANI y PODDER (1973, o.c.) y GUPTA (1984).

obteniendo algunos de la familia de entropía generalizada⁶ y de Atkinson, índices que nos permitirán comprobar si las alteraciones en la concepción de la desigualdad⁷ afectan a la intensidad de la relación DH-desigualdad o DH-pobreza, ya que como es sabido un solo indicador es incapaz de capturar la desigualdad de una distribución, requiriéndose para tal fin un conjunto de ellos⁸.

Teniendo en cuenta su definición, el índice de Gini (G) se determina a partir de la ecuación de la curva de Lorenz mediante la siguiente expresión:

$G = 1 - 2 \int_0^1 L^S(P) dP$ ⁹, siendo $L^S(P)$ la ecuación de la curva de Lorenz continua estimada por el ajuste del modelo completo.

⁶ Estos serán especialmente interesantes por ser descomponibles aditivamente, ya que nos permitirán comprobar si la evaluación de la pobreza por la participación del tercio de perceptores de ingresos más reducidos en los índices de entropía modifica los resultados de la descomposición de G.

⁷ Los índices de desigualdad constituyen una síntesis de la información contenida en la distribución de la renta (o el consumo) por lo que necesariamente eliminan alguna parte de ella. Cada uno de ellos enfoca su atención hacia aspectos distintos de la distribución, es decir, realiza una selección distinta de información o conlleva dispar esquema de ponderación, por lo que la que finalmente incorpora cada uno resulta ser complementaria de la de los otros. Concretamente las familias de Theil y Atkinson, proporcionan en conjunto una visión muy completa de la desigualdad, pues ésta última genera, para valores crecientes del parámetro de aversión, índices que conceden mayor importancia relativa a los perceptores situados en la cola inferior de la distribución, mientras que en la familia de Theil sucede lo contrario.

⁸ En línea con lo expuesto por SEN (1997, págs. 63-76) lo que sucede es que, en esencia, la desigualdad es una ordenación parcial cuya captación requiere del empleo de una batería de indicadores $I_1, I_2, \dots, I_k$, generadores de una reordenación parcial de "intersección" expresada por:

$$x \geq y \Leftrightarrow I_i(x) \geq I_i(y), \forall i = 1, 2, \dots, k$$

PENA (1977) propone como sistema unificador alternativo de la información contenida en la batería de indicadores el uso de la distancia DP2, caracterizando sus propiedades. En este sentido, también puede consultarse a ZARZOSA (1996).

⁹ Véase GASTWIRTH (1971).

La función $L^S(P)$ nos servirá asimismo para construir la distribución y determinar la desigualdad del tercio inferior de rentistas, desigualdad que es preciso evaluar para practicar la descomposición de los índices de entropía generalizada y Gini.

Si una población está particionada en k subpoblaciones, cada una de tamaño N_j , $j=1, 2, \dots, k$, con $\sum_j N_j = N$, la distribución de la renta se puede expresar como $(y_{11}, y_{12}, \dots, y_{1N_1}), \dots (y_{21}, y_{22}, \dots, y_{2N_2}), \dots (y_{k1}, y_{k2}, \dots, y_{kN_k})$, el índice de entropía adopta la forma:

$$I_c = \sum_{j=1}^k \frac{N_j \bar{y}_j}{N \bar{y}} \left[\frac{\bar{y}_j}{\bar{y}} \right]^c I_{cj} + I_{cb} = I_{ck} + I_{cb}$$

Siendo I_{ck} la contribución a la desigualdad total que se atribuye a la existente dentro de cada una de las subpoblaciones, componente que es una media ponderada de los índices de desigualdad de cada una de las subpoblaciones (I_{cj}). La parte de la desigualdad total que se atribuye a la que se da entre subpoblaciones queda recogida por I_{cb} , y es simplemente el resultado de aplicar I_c al vector de medias de las subpoblaciones.

En nuestro caso las subpoblaciones serán inicialmente de igual tamaño (tercera parte de los declarantes) y para la obtención de los índices de entropía correspondientes a cada estrato particionaremos en diez centiles la distribución subpoblacional.

La aportación de DAGUM (1997, 2001) respecto a la descomposición aditiva de G , supone mayor complejidad para la cuantificación de la desigualdad entre subpoblaciones, pero la principal novedad¹⁰ de su enfoque consiste en la cuantificación de la desigualdad intergrupos. A diferencia del método aplicado para los índices de entropía para los que tal desigualdad no es más que la existente entre las medias de cada grupo, el término G_{gb} ,

¹⁰ En España LASHERAS, RABADÁN y SALAS (1993) al analizar la desigualdad regional, realizan una descomposición aditiva de G para obtener la desigualdad intra e intergrupos bajo determinados supuestos, pero requieren de una interpretación diferente a la habitual.

se obtiene como una suma ponderada de los índices de Gini entre subpoblaciones. La descomposición de G propuesta por DAGUM es:

$$G = G_k + G_{gb} = \sum_{j=1}^k G_{jj} p_j s_j + \sum_{j=2}^k \sum_{h=1}^{j-1} G_{jh} (p_j s_h + p_h s_j)$$

$$\text{Siendo } p_j = \frac{N_j}{N}; \text{ y } s_j = p_j \frac{\bar{y}_j}{\bar{y}}, j = 1, 2, 3, \dots, k$$

El segundo sumando consta de un término denominado entre-neto, $(G_{nb})^{11}$, que representa la contribución neta a la desigualdad total de la desigualdad entre subpoblaciones, y otro que indica la intensidad de la transvariación, (G_t) , que en nuestro caso es inexistente, por que la partición tercílica implica la ordenación de los valores de tal forma que los máximos y mínimos de cada distribución parcial, crecen a medida que lo hace el orden del percentil, y esta peculiaridad, supone que la diferencia entre valores incluidos en los distintos terciles, presentará el mismo signo que la diferencia entre sus medias. Por tanto, $G_{gb} = G_{nb}$, representando la desigualdad intergrupala.

3. Análisis de la desigualdad en los países.

Los valores de los distintos índices obtenidos por países se presentan en la tabla (I). Como puede observarse, hemos empleado indicadores de naturaleza objetiva y subjetiva, presentando los primeros mayor correlación con los rangos DH por la especificidad de sus esquemas de ponderación. En todos los casos, la covariación entre la desigualdad y el rango DH es directa y como cabría racionalmente presuponer, la

$$^{11} G_{nb} = \sum_{j=2}^k \sum_{h=1}^{j-1} G_{jh} (p_j s_h + p_h s_j) D_{jh}; D_{jh} = \frac{(\bar{y}_j - \bar{y}_h)}{\Delta_{jh}}; \bar{y}_j > \bar{y}_h; \Delta_{jh} = \sum_{j=1}^{N_j} \sum_{h=1}^{N_h} \frac{|y_j - y_h|}{N_j N_h}$$

G_t , vendría dado por:

$$G_t = \sum_{j=2}^k \sum_{h=1}^{j-1} G_{jh} (p_j s_h + p_h s_j) (1 - D_{jh})$$

asociación resulta ser sustancial ($0,5 < r_{D, \text{ord.}} < 0,7$). La determinación de la significatividad de los coeficientes de correlación respecto de la población (conjunto de países), requiere del conocimiento de la distribución en el muestreo y la tabulación de los valores críticos de la hipótesis nula (H_0)¹². Como los $r_{D, \text{ord. DH}}$ obtenidos de la subpoblación de países iberoamericanos son siempre superiores al valor crítico para un nivel de significación del 5% en el test unilateral, se rechaza la hipótesis nula –la desigualdad no influye en el orden DH- y se acepta que la desigualdad determina el rango DH en el 95% de los casos. El test bilateral de interdependencia, no arroja resultados tan contundentes en tanto en cuanto H_0 es rechazada por escaso margen (0,468 valor crítico frente a 0,47 observado) cuando la medida de la desigualdad se realiza con C.V., T_2 y $A_{0,5}$. Por tanto, reviste mayor fuerza la relación **igualdad->DH**, es decir, tal como cabría esperar, la articulación de políticas redistributivas incrementará el DH de estas sociedades, aunque el PIB per cápita en paridad de poder adquisitivo, resulta ser considerablemente más determinante en el DH que el nivel de igualdad ($r = 0,91$ por $r = 0,53$), incluso, si integramos la doble dimensión eficiencia–equidad en una variable indicativa del bienestar para el conjunto de valores positivos de aversión a la desigualdad, según la expresión $B = \int_0^1 \mu(1-d)^x dx = \frac{-\mu}{\ln(1-d)}$, siendo μ el P.I.B. promedio en paridad de poder adquisitivo y d un índice de desigualdad acotado entre 0 y 1 –en nuestro caso G -, la correlación con el bienestar, aún siendo muy próxima ($r = 0,87$), no alcanza a la que presenta el DH respecto del P.I.B. p.c.p.p.a.¹³

La convergencia a los niveles de DH de los países occidentales (o más avanzados si se quiere considerando a Japón y los dragones asiáticos) requiere conferir prioridad

¹² Una exposición bastante completa respecto a los distintos test de hipótesis para coeficientes de asociación, se puede encontrar en ACKOFF (1973, págs. 185 y sigs.).

¹³ En las correlaciones DH-PIB p.c.p.p.a. y DH-B, se rechazaría siempre la hipótesis nula –tanto unilateral como bilateral- de inexistencia de asociación, incrementándose además, el nivel de significación hasta el 1%.

absoluta al crecimiento de la producción y las rentas, e implementar políticas redistributivas para realimentar o expandir aquel.

Si evaluamos aisladamente la asociación entre los rangos DH y los rangos correspondientes a los distintos índices de desigualdad aplicados empleando el coeficiente Rho de Spearman. Los resultados obtenidos apuntan a una sustancial asociación negativa entre ambas ordenaciones. El coeficiente Rho^{14} es contrastable con el test $z = Rho^{(observ)}(N-1)^{0.5}$, especificando al nivel del 2%, se rechaza la H_0 de no significatividad del mismo y explicatividad debida a la variación muestral, concluyéndose que las variaciones observadas en los rangos son en todos los casos estadísticamente significativas.

Si calculamos la concordancia de la ordenación DH con las de los distintos índices de desigualdad consideradas conjuntamente con el coeficiente w de Kendall y contrastamos el mismo con el test $\chi^2 = k(N-1)w$, concluiríamos que las variables no son independientes y que la concordancia entre sus rangos no es debida al azar.

Los distintos cauces confirman la influencia de la igualdad en el DH, aunque en una medida inferior a la que presenta el nivel de renta.

¹⁴
$$\rho = 1 - \frac{6 \sum d^2}{N(N^2 - 1)}$$

TABLA (I). ÍNDICES DE DESIGUALDAD EN LOS DISTINTOS PAÍSES
IBEROAMERICANOS

PAÍS	Dm9/Dm1	G	S	C.V.	V.L.	T ₋₁	T ₀	T ₁	A _{0,5}	A ₁
ARGENTINA	13,64	0,5	0,34	1,08	0,19	0,2	0,19	0,58	0,28	0,37
URUGUAY	11,58	0,49	0,34	0,95	0,15	0,16	0,15	0,45	0,25	0,31
CHILE	22,3	0,62	0,43	1,38	0,24	0,27	0,26	0,95	0,33	0,46
COSTA RICA	14	0,53	0,37	1,02	0,18	0,19	0,17	0,52	0,26	0,35
MÉXICO	17,5	0,58	0,4	1,2	0,21	0,22	0,21	0,72	0,3	0,4
PANAMÁ	17,4	0,56	0,39	1,07	0,22	0,22	0,19	0,57	0,27	0,4
VENEZUELA	15,94	0,56	0,39	1,1	0,2	0,21	0,19	0,61	0,28	0,38
COLOMBIA	24,58	0,63	0,43	1,36	0,26	0,28	0,26	0,92	0,33	0,47
BRASIL	27,4	0,65	0,45	1,39	0,28	0,3	0,27	0,97	0,34	0,5
PERÚ	14,6	0,53	0,37	1,04	0,19	0,19	0,17	0,54	0,26	0,36
PARAGUAY	34,4	0,65	0,45	1,32	0,36	0,34	0,27	0,88	0,33	0,54
ECUADOR	11,8	0,5	0,35	0,98	0,15	0,16	0,15	0,48	0,25	0,32
REP. DOM.	13,5	0,54	0,37	1,09	0,17	0,18	0,18	0,6	0,27	0,35
EL SALVADOR	18,01	0,57	0,4	1,16	0,22	0,23	0,21	0,67	0,29	0,41
BOLIVIA	35,8	0,65	0,46	1,37	0,36	0,34	0,28	0,94	0,34	0,55
NICARAGUA	32,65	0,66	0,44	1,45	0,32	0,33	0,29	1,05	0,35	0,53
HONDURAS	39,7	0,66	0,47	1,35	0,41	0,37	0,28	0,91	0,35	0,57
GUATEMALA	20	0,61	0,42	1,34	0,22	0,25	0,25	0,9	0,32	0,44
MEDIA	21,37	0,58	0,40	1,20	0,24	0,24	0,22	0,73	0,3	0,42
Coef. Var	0,42	0,10	0,10	0,13	0,31	0,26	0,22	0,27	0,12	0,19
R _{ord., D}	0,56	0,53	0,54	0,47	0,54	0,52	0,49	0,47	0,47	0,53

Fuente: Elaboración propia en base a los datos contenidos en el IDH 2002.

Es de destacar la enorme desigualdad que se da en estos países con valores de G superiores a 0,49, sin parangón con la que presenta la media de los estados de alto DH y mucho menos con los occidentales (europeos y no europeos de la O.C.D.E.) que encontramos en los primeros puestos del ranking), en los que oscila entre 0,3 de Noruega y Japón, y 0,43 para los E.E.U.U. el país más desigualitario de los catalogados como de alto DH si exceptuamos precisamente a los iberoamericanos incluidos en este grupo de mayor DH (Costa Rica y los tres que la preceden).

Los países iberoamericanos de elevado DH con excepción de Chile presentan desigualdad inferior a la media y cuanto menor es la catalogación DH (alta, media o baja) mayor es aquella.

4. Pobreza según la participación del tercio inferior de perceptores en la desigualdad y la del grupo de perceptores de inferiores ingresos a los que corresponde la tercera parte de la renta (consumo). Influencia en el DH.

Los valores de las participaciones absolutas y porcentuales en los índices descomponibles aditivamente (G , T_{-1} , T_0 y T_1) se han reflejado en los cuadros (II) y (III). La covariación entre la participación absoluta en la desigualdad y el rango DH es directa exceptuando el caso de T_1 , siendo el grado de asociación dispar ($-0,14 < r_{PD, ord.} < 0,7$), si excluimos el índice anómalo, el extremo inferior se sitúa en 0,11, con lo que podemos concluir que la concepción primaria de la desigualdad subyacente en cada estadístico conlleva el que la significación del coeficiente oscile desde la catalogación de insignificante o despreciable a considerable o muy fuerte. Este último caso, se corresponde con **la participación absoluta en G de los perceptores de ingresos más reducidos a los que corresponde la tercera parte de la renta**, que se erige como la

variable más relevante de las distintas medidas de pobreza propuestas como explicativas y determinantes del DH.

La determinación de la significatividad de coeficiente de correlación $r_{PG, \text{ord.DH}} = 0,7$ respecto de la población (conjunto de países), nos lleva a rechazar H_0 tanto en el test unilateral como bilateral, hemos de admitir pues que la pobreza evaluada por la participación en G determina el rango DH en el 99% de los casos. El test bilateral de interdependencia, arroja ahora resultados tan contundentes como el unilateral con lo que podemos postular con el máximo rigor la existencia de dependencia uni o bidireccional entre las variables.

Nuevamente, el P.I.B. p.c.p.p.a. de este grupo se muestra considerablemente más determinante en el DH que su participación en G ($r = 0,9$), si integramos la doble dimensión eficiencia–equidad en la variable bienestar, la correlación con esta, es ahora idéntica a la que presenta el DH respecto de la primera.

Si evaluamos la asociación entre los rangos DH y los correspondientes a la participación en G del grupo de rentistas señalado empleando el coeficiente Rho de Spearman, los resultados obtenidos apuntan a una sustancial asociación positiva entre ambas ordenaciones $-Rho^{(\text{observ.})} = 0,53-$, es decir, que cuanto mayor es la participación absoluta en G del grupo considerado –o mayor es su nivel de pobreza–, más baja será la posición del país en que habitan sus miembros en la ordenación DH. La contrastación con el test z, especificando al nivel del 5%, lleva a rechazar la H_0 de no significatividad del mismo y explicatividad debida a la variación muestral, pudiéndose inferir que las variaciones observadas en los rangos son estadísticamente significativas.

El análisis de la concordancia de la ordenación DH y la participación G con el coeficiente w de Kendall ($w = 0,8$) y su contraste al 5% con el test Ji-dos, nos llevaría, también en este caso, a concluir que las variables no son independientes y que la concordancia entre sus rangos no es debida al azar.

Los distintos cauces confirman que la pobreza evaluada por la participación absoluta en G del grupo perceptor del primer tercil de rentas influye aún más en el DH que la desigualdad, aunque su incidencia sea siempre inferior al nivel de renta promedio nacional o grupal -prácticamente similar para ambas- y también, al bienestar que en el ámbito grupal arroja una influencia idéntica a la de la renta, reduciéndose ligeramente nivel nacional.

TABLA (II). PARTICIPACIÓN EN T_{-1} , T_0 , T_1 Y G DEL PRIMER TERCIL POBLACIONAL.

Part. abs T_{-1}	Part. %	Part. Abs T_0	Part. %	Part. abs. T_1	Part. %	Part . G(33,33%)	Part %
0,0017	0,8504	0,0003	0,1743	0,0002	0,0386	0,0010	0,2063
0,0026	1,5965	0,0007	0,4517	0,0006	0,1391	0,0018	0,3718
0,0015	0,5660	0,0003	0,0989	0,0002	0,0158	0,0014	0,2319
0,0030	1,5696	0,0007	0,3868	0,0005	0,0973	0,0021	0,3905
0,0020	0,9004	0,0004	0,1861	0,0003	0,0372	0,0017	0,2863
0,0058	2,6169	0,0010	0,5250	0,0006	0,1068	0,0026	0,4611
0,0024	1,1350	0,0005	0,2530	0,0003	0,0553	0,0019	0,3441
0,0036	1,2962	0,0005	0,2045	0,0003	0,0296	0,0020	0,3104
0,0028	0,9413	0,0004	0,1341	0,0002	0,0167	0,0018	0,2809
0,0037	1,9645	0,0008	0,4708	0,0006	0,1112	0,0022	0,4188
0,0135	3,9644	0,0012	0,4452	0,0004	0,0439	0,0025	0,3860
0,0019	1,1626	0,0005	0,3299	0,0005	0,0952	0,0014	0,2885
0,0017	0,9632	0,0004	0,2419	0,0004	0,0633	0,0012	0,2311
0,0030	1,2848	0,0005	0,2552	0,0003	0,0506	0,0021	0,3603
0,0134	3,9403	0,0012	0,4260	0,0004	0,0407	0,0025	0,3789
0,0085	2,5631	0,0009	0,3197	0,0004	0,0344	0,0022	0,3408
0,0157	4,2429	0,0012	0,4211	0,0003	0,0353	0,0024	0,3657
0,0013	0,5027	0,0002	0,0947	0,0002	0,0172	0,0013	0,2093

Fuente: Elaboración propia en base a los datos del IDH 2002.

TABLA (III). PARTICIPACIÓN EN T_{-1} , T_0 , T_1 Y G DEL PRIMER TERCIL DE RENTA.

Part. abs. T_{-1}	Part. %	Part. abs. T_0	Part. %	Part. abs. T_1	Part. %	Part. abs. G	Part. %
0,082	41,011	0,025	13,309	0,066	11,310	0,088	17,635
0,050	31,463	0,013	8,709	0,039	8,618	0,077	15,639
0,059	21,967	0,012	4,463	0,023	2,424	0,106	17,135
0,059	30,848	0,015	8,606	0,037	7,199	0,071	13,379
0,057	26,101	0,013	6,050	0,029	4,049	0,087	14,985
0,075	34,021	0,018	9,578	0,040	7,025	0,088	15,643
0,061	28,885	0,014	7,587	0,034	5,627	0,081	14,429
0,073	25,941	0,015	5,682	0,027	2,980	0,112	17,734
0,079	26,167	0,015	5,610	0,026	2,651	0,124	19,057
0,061	31,958	0,015	8,912	0,038	7,028	0,073	13,702
0,119	34,962	0,023	8,379	0,035	3,952	0,135	20,783
0,047	29,354	0,012	7,670	0,034	7,124	0,078	15,607
0,046	25,425	0,010	5,740	0,029	4,833	0,086	15,881

Fuente: Elaboración propia en base a los datos del IDH 2002.

La última columna de la tabla III nos muestra que la participación porcentual en G no supera en ningún caso el 26%, es decir, un porcentaje siempre inferior a la proporción de renta percibida, correspondiendo el complemento a la contribución del grupo perceptor del segundo y tercer tercil de renta, y a la desigualdad intergrupala.

Por último debemos señalar, que como cabría racionalmente esperar, la variación del índice de desigualdad y la participación absoluta en el mismo del primer tercil de renta

entre los países jerarquizados por su nivel DH es muy similar, por lo que la correlación entre ambas es muy elevada ($r = 0,9$).

5. Conclusiones.

En este trabajo se ha analizado, desde un punto de vista eminentemente empírico, la asociación entre el nivel DH de los países iberoamericanos expresado como variable ordinal -ya que el informe no ofrece valores cardinales-, y un conjunto de variables relevantes tales como:

- La desigualdad según un amplio espectro de índices que corresponden a dispares concepciones de esta dimensión del desarrollo.
- La pobreza evaluada de una forma peculiar, la renta y el bienestar, estas últimas tanto a nivel global como grupal.

La peculiaridad de la variable dependiente, obliga a emplear medidas de correlación ad-hoc, siempre contrastables, que conducen en todos los casos a aceptar la existencia de asociación.

Los resultados obtenidos sitúan a la desigualdad y pobreza en un plano de incidencia claramente inferior al del ingreso, por lo que si el estadio de desarrollo de estos países presentase un elevado nivel de sustitución crecimiento-equidad, cabe deducir que las políticas económicas orientadas a la convergencia habrían de primar el crecimiento y redistribuir para realimentar este con políticas óptimas de transferencia destinadas al amplio grupo social receptor del primer tercio de renta nacional.

La integración de los mercados de estos países debe propiciar el inicio de políticas de convergencia ya que la divergencia real y social de estas naciones con los países de elevado DH, depende del mal funcionamiento de sus mercados y de orientaciones muy erróneas con respecto a la intervención del sector público en sus economías (sustitución de importaciones, políticas monetarias expansivas, fiscales regresivas, etc., en lugar de dotación de infraestructuras adecuadas para propiciar los máximos incrementos de la

productividad y la tasa de crecimiento). La cohesión social reductora de la pobreza-desigualdad, debe alcanzarse con unos mercados consolidados en el marco de la economía mundial y unos Estados o Entes supranacionales, eficaces a la hora de conseguir la igualdad de oportunidades para sus ciudadanos.

En efecto, actualmente, parece indudable que el bienestar y la prosperidad precisan de la existencia de instituciones eficaces, a nivel de: gobiernos, leyes, sistemas judiciales, etc. Pero principalmente de unos sistemas educativos más implicados en la promoción de la responsabilidad individual, para contribuir a la adecuación institucional y del sistema de valores al que prevalece en los países avanzados de la O.C.D.E.

BIBLIOGRAFÍA

ACKOFF, R. L. (1973): *The Design of Research*, Chicago, University of Chicago Press.

CASAS, J. M. y NÚÑEZ, J. J. (1987): " Algunas consideraciones sobre las medidas de concentración. Aplicaciones ", *Actas I Reunión ASEPELT-ESPAÑA*, págs. 171-176.

DAGUM, C. (1997): " Scomposizione ed interpretazione delle misure di disuguaglianza di Gini e di entropía generalizzata ", *Statistica*, LVII, 3, p'gs. 295-308.

DAGUM, C. (2001): " Desigualdad del rédito y bienestar social, descomposición distancia direccional y distancia métrica entre distribuciones ", *Estudios de Economía Aplicada*, 17, págs. 5-53.

FRIEDMAN, M. y FRIEDMAN, R. (1979), *Free to Choose*, Nueva York, Avon Books.

GASTWIRTH, J. L. (1971): " A General Definition of the Lorenz Curve ", *Econometrica*, vol. 39, 6, págs. 1037-1039.

GUPTA, M. R. (1984): " Funcional form for estimating the Lorenz curve ", *Econometrica*, 52, págs. 1313-1314.

HAYEK, F. A. (1960), *The Constitution of Liberty*, Chicago, University of Chicago Press.

- ISLA, F. (1999): " Multiplicadores y distribución de la renta en un modelo SAM de Andalucía ", *Estudios de Economía Aplicada*, núm. 12, ASEPELT-ESPAÑA, págs. 91-116.
- KAKWANI, N. C. y PODDER, N. (1973): " On the estimation of Lorenz curves from grouped observations ", *International Economic Review*, núm. 14(2), págs. 278-291.
- LASHERAS, M. A., RABADÁN, I. y SALAS, R. (1993): " Política redistributiva en el I.R.P.F. entre 1982 y 1990, *I Simposio sobre igualdad y distribución de la renta y la riqueza*, Madrid, 05/93, Fundación Argentaria, págs. 7-24.
- LE GRAND, J. (1982), *The Strategy of Equality. Redistribución and the Social Services*, Londres, Allen&Unwin.
- ORTEGA, P; MARTÍN, G.; FERNÁNDEZ, A.; LADOUX, M. Y GARCÍA, A (1991): " A new functional form for estimating the Lorenz curve ". *The review of Income and Wealth*, 27, 4, págs. 447-452.
- PENA, J. B. (1977), *Problemas de la medición del bienestar y conceptos afines*. I.N.E. Madrid.
- SEN, A. (1997), *On Economic Inequality*. Clarendon Press. Paperbacks. Oxford.
- TAYLOR-GOOBY, P. (1991): " La privatización y el futuro del Estado de Bienestar británico ", en RODRÍGUEZ CABRERO (1991), págs. 129-210.
- ZARZOSA, P. (1996). *Aproximación a la medición del bienestar social*. Universidad de Valladolid. Valladolid.